

Económica, La Plata, Año XLVIII, N° 1-2, 2002

**PRECANCELACIONES HIPOTECARIAS EN ARGENTINA:
EVIDENCIAS EMPÍRICAS A PARTIR DE
MODELOS DE DURACIÓN^{◇*}**

MARIANO SELVAGGI^{}**

I. Introducción

El ordenamiento macroeconómico y monetario de los '90 provocó, entre otras cuestiones, un rápido resurgimiento del crédito hipotecario en general y del hipotecario para la vivienda en particular. Decimos resurgimiento porque los saldos hipotecarios del sistema financiero, que a mediados del siglo XX representaban cerca del 11% del PBI argentino, declinaron paulatinamente hasta ubicarse por debajo del 2% en 1991, para luego comenzar su recuperación y alcanzar un 6% en el 2000 (ver Broco 1998). Si bien estas cifras hablan sobre una cultura hipotecaria de larga data, también puede afirmarse que la configuración actual del mercado presenta características singulares, diferentes a las existentes en períodos anteriores. En efecto, mientras que históricamente el Estado cumplió el rol de actor principal, hoy, por el contrario, la oferta de hipotecas se vincula mayormente al sector privado e impera un clima de competencia entre entidades, lo que se ha traducido en continuas mejoras en las condiciones crediticias, como ser reducciones de tasas, extensiones de plazos, e incrementos tanto del LTV¹ como de la relación cuota/ingresos. Esto ha hecho del crédito hipotecario un producto más asequible, a la vez que los Fondos Comunes de Inversión, los

[◇] Clasificación JEL: C4, G2

* Agradezco a Arturo Gil Moore y a Juan Daireaux, del Banco Hipotecario S.A., por sus comentarios a versiones preliminares de este trabajo, a los Editores y árbitros anónimos de la Revista Económica por sus sugerencias, y a Walter Sosa Escudero por brindarme útiles referencias bibliográficas. Cualquier error contenido en este trabajo queda bajo exclusiva responsabilidad del autor.

^{**} University of Bristol (UK) y Universidad Argentina de la Empresa (Argentina).

¹ La sigla proviene de la expresión *Loan to Value* y es el cociente entre el monto del crédito y el valor venal (de tasación) de la propiedad hipotecada.

modernos Fideicomisos y la *securitización* de activos financieros significaron renovaciones jurídicas eficaces que facilitaron la canalización de recursos hacia el sector.

La expansión del sector ha brindado un campo fértil para el desarrollo de estudios económicos, como ser los trabajos de Coremberg (1998), Gil Moore *et al.* (1999) y Delgobbo (2000), por mencionar sólo algunos ejemplos recientes. Aquí abordaremos, sin embargo, el tratamiento de un tema que, a conocimiento del autor, ha permanecido inexplorado: las *precancelaciones* hipotecarias, o también denominadas *prepagos*. Estos pueden definirse como la opción en poder del deudor hipotecario de re-comprar (total o parcialmente) en forma anticipada su deuda. La escasez de estudios empíricos sobre precancelaciones en Argentina se debe en gran medida a la relativa “juventud” de esta nueva generación de hipotecas, lo que ha impedido contar con historia crediticia suficiente como para brindar un sustento estadístico razonable a las estimaciones. Con todo, la base de datos disponible nos ha permitido sortear exitosamente algunas de estas restricciones y brindar así un primer aporte empírico sobre el tema. Diversas razones motivan este esfuerzo. En primer lugar, los prepagos son una variable clave a tener en cuenta en estudios económicos del sector, pues modifican los flujos de fondos de las hipotecas y afectan en forma directa la rentabilidad esperada del negocio. También hacen que los títulos originados en *securitizaciones* hipotecarias se comporten en forma similar a bonos con opción de compra, lo cual conlleva impactos sobre la riqueza de sus poseedores. Asimismo, resultaba de interés identificar posibles especificidades del mercado hipotecario argentino, es decir factores no presentes en los mercados de países más desarrollados. Dado que estos últimos son a menudo tomados como parámetro para realizar proyecciones, esta tarea permitiría evaluar la validez de dichos procedimientos. Un mayor conocimiento acerca del grado de respuesta de los deudores a los incentivos a la refinanciación también facilitaría la identificación de posibles cambios experimentados en el bienestar de los consumidores.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. Las secciones II y III presentan sucintamente el tema y explican los efectos y determinantes principales de los prepagos. La sección IV es netamente empírica y contiene estimaciones econométricas de modelos de duración a partir de hipotecas del Banco Hipotecario S.A. Allí se utilizan tanto métodos gráficos como estimaciones paramétricas y semiparamétricas para evaluar funciones de riesgo alternativas. Si bien el uso de estos modelos en Argentina es todavía

limitado, antecedentes como el de Dabos y Sosa Escudero (1998) sirvieron de incentivos para optar por este abordaje. Por último, en la sección V se destacan las conclusiones principales.

II. Cálculo de los prepagos

Como señalan Fabozzi y Modigliani (1992), el flujo de fondos mensual de una hipoteca puede descomponerse en: (1) los ingresos *programados*, provenientes de la amortización del principal y del pago de intereses y gastos y/o comisiones devengadas durante el período; y (2) los ingresos *no programados*, producto de amortizaciones adicionales (totales o parciales) de la deuda remanente, denominados precancelaciones o prepagos. Mientras que los primeros, que conforman la cuota mensual, son susceptibles de predicción más o menos precisa —asumiendo morosidad conocida o estimable—, los últimos son esencialmente aleatorios y se originan en la *opción* del titular hipotecario a re-comprar en forma anticipada su deuda. La literatura (Fabozzi y Modigliani 1992, Fabozzi 1996) suele identificar a las precancelaciones mediante un indicador denominado *Tasa Condicional de Precancelación* (en adelante “TCP”), que se obtiene anualizando la tasa de precancelación observada en cierto mes. Esta última, denominada *Tasa de Mortalidad Mensual* (en adelante “TMM”), se calcula como:

$$TMM_t = \frac{\sum_{i=1}^n Prec_{it}}{\sum_{i=1}^n (Saldo_{it} - Amort_{it})}$$

donde n es el número de préstamos en la cartera al mes t , $Prec$ es el monto precancelado, y $Saldo$ y $Amort$ son el saldo de deuda al inicio de t y la amortización programada del período respectivamente. Nótese que $TMM \in [0, 1]$ e indica el porcentaje de la deuda hipotéticamente existente al final del mes, es decir una vez deducidas las amortizaciones previstas del período, que fue cancelado en forma anticipada. La TCP adopta entonces la expresión:

$$TCP_t = 1 - (1 - SMM_t)^{12}$$

La proyección de tasas de prepagos no es una tarea sencilla, pero existe sin embargo un modelo referencial, creado por la Public Securities Association de USA y denominado *PSA Standard Prepayment Benchmark* (en adelante “PSA”), que se utiliza muy a menudo para dichos fines. El mismo se construyó a partir del estudio empírico y sistemático de numerosas carteras hipotecarias, pero presenta la desventaja de no ser propiamente un modelo, pues no explica el origen ni los determinantes posibles de las tasas de prepagos observadas. Sus supuestos básicos son: (1) una TCP del 0,2% en el primer mes de vida de la cartera, aumentada en 0,2 puntos porcentuales cada mes hasta alcanzar un 6% en el mes 30, (2) una TCP constante del 6% durante la vida remanente de la cartera. A pesar de su excesiva simplicidad, el PSA reconoce explícitamente que las tasas de precancelaciones tienden a aumentar con la madurez de los créditos, hasta llegar a un punto a partir del cual permanecen relativamente estables². También suelen construirse escenarios alternativos mediante el uso de coeficientes de ajuste, expresados como porcentajes del PSA base (100% PSA). Así, por ejemplo, adoptar un perfil de prepagos equivalente al 150% PSA daría las siguientes TCP para los meses 7 y 40:

- Mes 7: 100% PSA = $[6\% \times (7/30)] = 1,4\%$ \Rightarrow 150% PSA = 2,1%
- Mes 40: 100% PSA = 6,0% \Rightarrow 150% PSA = 9,0%

Nótese que estos coeficientes modifican las tasas de prepagos mensuales pero dejan inalterado el período de maduración, estimado en 30 meses. Como señalaran algunos autores, cada escenario posible del PSA supone asimismo la existencia de cierto lapso promedio de tiempo entre la originación del préstamo y la mudanza de vivienda³. Este detalle no es menor, pues, como se comenta más adelante, una mudanza temprana podría originar una cancelación anticipada del préstamo si éste no es transferido al comprador, mientras que, *ceteris paribus*, una tardía la retrasaría. Resulta así importante estudiar las pautas de comportamiento de los hogares antes de utilizar

² Ver Schorin y Gordon: “*Mortgage Prepayment Modeling: I*”, en Fabozzi (1995).

³ Ver Wagner y Firestone: “*Homeowner Mobility and Mortgage Prepayment Forecasting*”, en Fabozzi (1995).

mecánicamente este (cuasi) modelo, para no incurrir en sesgos por divergencias sustanciales entre la realidad social imperante y los supuestos del mismo.

III. Efectos y determinantes de las precancelaciones

En esta sección se comentan brevemente los efectos de las precancelaciones sobre el valor de las hipotecas y de los títulos-valores respaldados por ellas, como así también los principales factores que las motivan.

Hemos sostenido antes que las entidades necesitan contar con proyecciones precisas de prepagos y conocer los principales factores que pueden acelerarlos o demorarlos. En efecto, aun dejando de lado los riesgos por morosidad o default, la rentabilidad esperada del negocio depende en gran medida de ello, dado que los errores de estimación pueden desencadenar desvalorizaciones significativas de los activos involucrados. Consideremos, por ejemplo, la adquisición de una cartera hipotecaria por parte de un banco para su posterior titulización en el mercado secundario, e indagemos la forma en que dicho comprador determinará el precio a pagar. La entidad procederá a proyectar los flujos de fondos futuros de los títulos, que descontados a la tasa de retorno esperada, arrojarán el valor actual neto (precio) a pagar. Pero estas proyecciones deberán incluir las TCP futuras. Suponerlas nulas arrojaría un escenario muy favorable para el comprador, pues cualquier prepag incrementaría el retorno real por encima del inicialmente esperado, pero ello determinaría, al mismo tiempo, un precio demasiado bajo para el vendedor. Errores por sobreestimación de TCP conllevan, por su parte, precios de venta altos y retornos reales menores a los inicialmente esperados por el comprador. Obsérvese pues que lo comentado tiene importantes implicancias para el futuro del mercado argentino: la compra-venta de carteras hipotecarias sin estudios rigurosos de prepagos generan *ex post* redistribuciones no deseadas de riqueza, lo cual desincentiva *ex ante* la participación por parte de las entidades en estas eficientes operatorias financieras.

Los prepagos también importan en los procesos de *securitización*, que consisten esencialmente en estructurar/agrupar activos o flujos de fondos futuros por medio de algún criterio de homogeneización (e.g., tasas, plazos), para respaldar con ellos la emisión de nuevos títulos-valores. Martella (1994)

señala que los títulos originados en securitizaciones pueden estar asociados tanto a la entidad que originó los préstamos, como a una intermediaria que los haya adquirido con posterioridad para respaldar la emisión. Pero cualquiera sea la modalidad escogida, el precio de los títulos dependerá del comportamiento de los flujos de fondos de los activos subyacentes (hipotecas), y los inversores enfrentarán riesgos específicos asociados a la opción contenida en sus bonos. Existe entonces “Riesgo de Contracción” cuando, al caer la tasa de mercado, el precio de los títulos sube en menor medida que el de otros títulos de similares características pero sin opción de compra, pues los deudores hipotecarios buscarán ejercer su opción y los fondos *no programados* tendrán que ser colocados en el mercado a un menor rendimiento. Esta compresión del precio de los bonos con opción de compra suele denominarse *convexidad negativa* (Fabozzi y Modigliani 1992). Por su parte, tasas de mercado superiores a la pactada en el préstamo desincentivan los prepagos, y así los poseedores de estos títulos se ven imposibilitados de invertir dichos fondos en alternativas más atractivos. Ahora el precio de los bonos caerá más que el de otros activos sin opción, dando origen al “Riesgo de Extensión”. Nótese que estos riesgos son intrínsecos a esta clase de títulos-valores y por lo tanto no pueden evitarse, sólo redistribuirse parcialmente entre diversos tipos de inversores.

En cuanto a posibles determinantes de las precancelaciones, la consulta bibliográfica realizada no nos ha permitido identificar estudios que, teniendo en cuenta las especificidades propias del mercado argentino, dieran cuenta de las principales variables que las motivan y explican. Se decidió pues comentar sucintamente las principales variables tratadas en la literatura, entendiendo que ello permitía ampliar el marco conceptual del lector y brindar una mejor caracterización del fenómeno estudiado; en nuestro posterior análisis empírico intentaremos determinar hasta qué punto ellas resultan relevantes en Argentina.

III.1. Efecto rotación y estacionalidad

Las tasas anuales de rotación o mudanzas se deben a que las familias cambian de vivienda en intervalos más o menos regulares de tiempo. Estas mudanzas se explican por diversas razones, entre ellas las puramente laborales, el deseo de habitar una vivienda de mejor categoría en cuanto a atributos estructurales y/o de entorno, o la búsqueda de mayor (menor) espacio habitable

por incremento (reducción) del hogar. Los dictámenes de los gustos por determinadas zonas y/o barrios, como así también factores socioculturales como ser casamientos, divorcios o edad promedio de independización de los hijos también dan lugar a rotaciones de vivienda. Estas tasas no deben pensarse como algo estático. Por el contrario, pueden variar considerablemente en respuesta al contexto económico prevaleciente. Así, un mercado hipotecario fluido puede imprimirle una nueva dinámica a la formación de hogares y al volumen de transacciones inmobiliarias realizadas en cierto período. El vínculo entre las tasas de mudanzas y de precancelaciones se da porque si el titular de una hipoteca vende su vivienda y aquella no es traspasada al comprador, se generará una cancelación anticipada del crédito. En rigor, la hipoteca original será precancelada aun cuando el vendedor tome un nuevo préstamo para financiar una posible compra posterior. Diversos autores⁴ comprobaron que la concentración de operaciones inmobiliarias en determinadas épocas del año le imprime cierta estacionalidad al comportamiento de los prepagos, vinculada a los meses vacacionales y de escolaridad, o a los ritmos propios de ciertas economías regionales (e.g., ciclos de cultivos). En EE.UU., por ejemplo, los meses de primavera/verano son los de mayor actividad inmobiliaria (Fabozzi y Modigliani 1992, pp. 208-209), mientras que en el Gran Buenos Aires el período enero-marzo se caracteriza por fuertes retracciones (ver gráfico 1). La originación hipotecaria de Argentina también exhibe estacionalidad, relacionada a la actividad económica, con picos durante los trimestres II-III y contracciones durante el trimestre I (ver gráfico 2).

⁴ Entre ellos Schorin y Gordon, *op cit.*

Gráfico 1

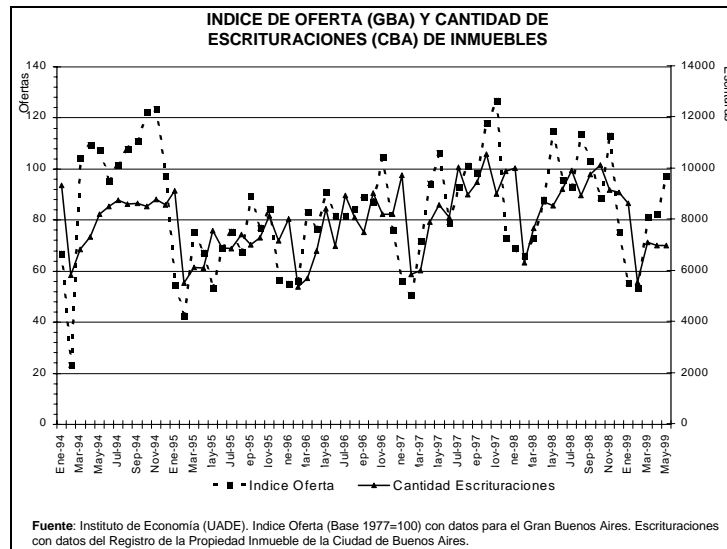
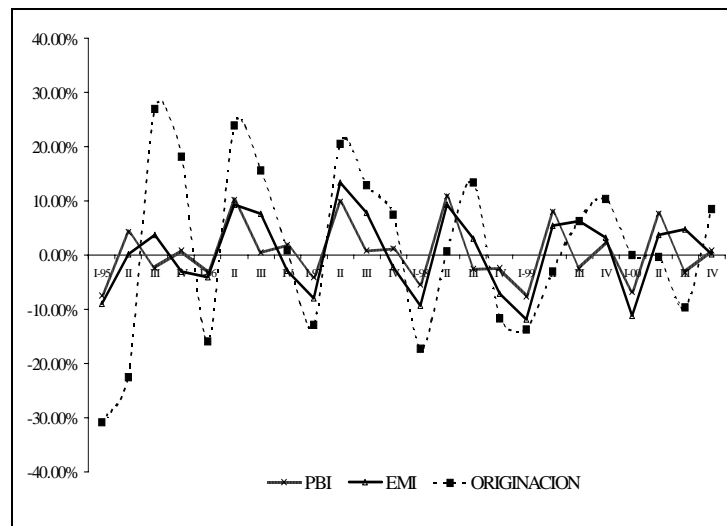


Gráfico 2



III.2. Tasas de interés

El costo corriente —costo financiero total— de las hipotecas es otro de los factores que explican las precancelaciones. Cuando el costo de un nuevo préstamo se ubica por debajo de la tasa pactada, existen incentivos a refinanciar la deuda original, tomando una nueva a menor costo y ahorrando así el diferencial entre tasas por el plazo remanente. Este comportamiento se denomina en la literatura *refinanciación*. Numerosos trabajos intentaron demostrar que el incentivo a la refinanciación sólo opera a partir de cierto *spread* o diferencial mínimo, dado que tanto la cancelación como la nueva originación conllevan gastos (*v.gr.* comisiones, retasación de la vivienda, costo de oportunidad del tiempo). Investigaciones realizadas en EE.UU. demostraron por ejemplo que los prepagos aumentan sólo a partir de un diferencial mínimo de 200 puntos básicos⁵. Para captar más nítidamente este comportamiento, se suele trabajar con tasas rezagadas entre dos y cinco meses, entendiendo que la gestión de una nueva hipoteca lleva tiempo y la TCP observada en cierto período responde en realidad a incentivos existentes en períodos anteriores. También pudo comprobarse que los prepagos crecen luego de que las tasas de mercado, tras tocar un piso, comienzan una tendencia ascendente (Bear Stearns 1994). Este comportamiento en principio contradictorio podría deberse a que ciertos deudores demoran sus cancelaciones e intentan sacar la mayor ventaja posible del diferencial de tasas, pero al comprobar *ex post* que se ha alcanzado un piso, se lanzan a la refinanciación.

El *nivel* de la tasa de mercado es, sin embargo, sólo uno de los aspectos a considerar. En realidad, su *trayectoria* es otro elemento de importancia, pues siendo los deudores con mayor capacidad financiera los primeros en refinanciar sus deudas y abandonar la cartera, los remanentes serán aquellos con menor capacidad de ahorro y probabilidad de refinanciación. Este cambio en la composición de los deudores hace que aun en períodos de tasas de mercado declinantes, las precancelaciones puedan mostrar tendencias decrecientes en el tiempo. Así y todo, Patruno (1995) afirma que este comportamiento no indica que la TCP deja de responder a los

⁵ Ver Hayre L., Lauterbach K. y Mohebbi C.: “*Prepayment Models and Methodologies*”, en Fabozzi (1989).

incentivos a la refinanciación, sino que existen movimientos cíclicos de los prepagos alrededor de una tendencia decreciente de largo plazo.

III.3. Nivel de actividad económica

Su relación con los prepagos es indirecta, operando a través de los efectos de las tasas de interés, de las mudanzas y del volumen de transacciones inmobiliarias anteriormente comentados. Se supone que la combinación de bajas tasas de interés y crecimiento económico facilita la creación de empleos y el aumento en los ingresos personales, dinamizando las mudanzas, las migraciones laborales y las compraventas de viviendas. Se asocian pues correlaciones positivas entre TCP y crecimiento económico.

III.4. Otros factores

Se ha comprobado que ciertas características de las hipotecas y del deudor también inciden sobre las tasas de prepagos, como ser: (1) moneda y tipo de tasa pactada (fija o variable); (2) destino del préstamo (*e.g.*, compra, refacción, construcción); (3) monto y plazo convenido; (4) madurez o edad del préstamo; (5) localización de la vivienda; (6) nivel de ingresos del deudor; (7) LTV original y actualizado; y (8) relación cuota/ingresos.

III. Comportamiento de las precancelaciones en Argentina

IV.1. Descripción de los datos disponibles

Nuestra base de datos comprendía 10.160 hipotecas a tasa fija originadas por el Banco Hipotecario S.A. (en adelante “BHSA”) entre ene/1994 y dic/1996. Dada la alta participación del BHSA en el mercado, se consideró que esta muestra contaba con la representatividad suficiente a los fines de este trabajo. El hecho de considerar sólo hipotecas a tasa fija responde a dos razones principales: (1) son, hasta el momento, las que recibieron mayor atención por parte de la literatura, lo cual facilitaba cualquier análisis comparativo; y (2) presentan la mayor participación no sólo en la cartera del BHSA, sino también en el total de hipotecas para la vivienda del sistema financiero. Dejamos pues el análisis de préstamos a tasa variable como tema de próximos estudios. Las hipotecas a mano correspondían a las operatorias

Acceso Inmediato I y II, y a la Línea para Ex Combatientes, Científicos y Personal Antártico. Se adoptó como mes de originación del préstamo el de inicio del reembolso, dado que antes de ello no existe riesgo alguno de precancelación⁶. Para cada préstamo se contaba con registros históricos mensuales hasta jun/1999, último mes de observación disponible, a partir de los cuales se construyó la variable dependiente “Durat” indicando el número de meses que la hipoteca había permanecido en registros. Todas estas hipotecas habían sido precanceladas o se encontraban *censuradas* (por derecha) a jun/1999.

Tras examinar el grado de consistencia de los datos se identificaron errores de vuelco y/o defectos en la información, procediéndose entonces a descartar aquellos créditos que no cumplían con alguna de las siguientes condiciones: (1) LTV inicial $\in (0, 1)$; (2) edad del primer titular $\in [21, 65]$ años; (3) plazo ≥ 60 meses; y (4) suma de ingresos declarados por los titulares $\in [\$450, \$30.000]$ mensuales. La nueva muestra quedó conformada por 8.420 casos, de los cuales 6.781 comprendían propiedades ubicadas en Buenos Aires (26%), Capital Federal (20%), Córdoba (12%), Santa Fe (11%), Mendoza (5%), Entre Ríos (4%), Salta (4%) y Tucumán (4%). Dada la alta dispersión entre las restantes provincias, se seleccionaron sólo los préstamos de esas 8 jurisdicciones. El cuadro A1 del Apéndice describe estadísticamente nuestra muestra, con una apertura por año y provincia de originación. Allí puede observarse que las cohortes 1994 y 1995 presentaban un alto grado de homogeneidad en lo que respecta a monto, plazo y LTV, siendo todas hipotecas en dólares. La cohorte 1996, en cambio, exhibía tasas inferiores y plazos y montos más altos. Detectada esta heterogeneidad, se seleccionaron muestras aleatorias del 1% de las cohortes 1994-1995 (tomados conjuntamente) y 1996, a los fines de construir tests de *Mann-Whitney*⁷ sobre discrepancias entre medias poblaciones. La tabla 1 exhibe los resultados obtenidos para niveles de significación del 5% y trabajando a dos colas en las variables edad e ingresos de los titulares.

⁶ Algunos créditos fueron acordados antes de ene/94, dado que el tiempo promedio entre el momento del acuerdo y el de inicio del reembolso fue de 68 días.

⁷ Ver, por ejemplo, Newbold (1995) Cap. 10 para una explicación del test; en Kiguel y Lopetegui (1997) puede consultarse otra aplicación empírica.

Tabla 1

VARIABLE	$H_0: \mu_{96} = \mu_{9495}$	$H_0: \mu_{96} = \mu_{9495}$
	$H_A: \mu_{96} > \mu_{9495}$	$H_A: \mu_{96} \neq \mu_{9495}$
Plazo	Rechazar H_0	---
Monto	Rechazar H_0	---
LTV	Rechazar H_0	---
Edad	---	No rechazar H_0
Ingresos	---	No rechazar H_0

Se contaba así con evidencias sobre la existencia de dos universos diferenciados de hipotecas. La cohorte 1996 presentaba el inconveniente adicional que más del 90% de los préstamos se encontraban censurados a jun/99. Por todo ello, se decidió concentrar nuestro estudio en el subconjunto conformado por los 1.453 préstamos originados durante los años 1994 y 1995, que exhibían 966 observaciones censuradas (67%) y un valor máximo de 61 meses de la variable *Durat*. Los gráficos 3 y 4 describen la evolución de la TCP global de esta cartera, por bimestre y madurez de las hipotecas.

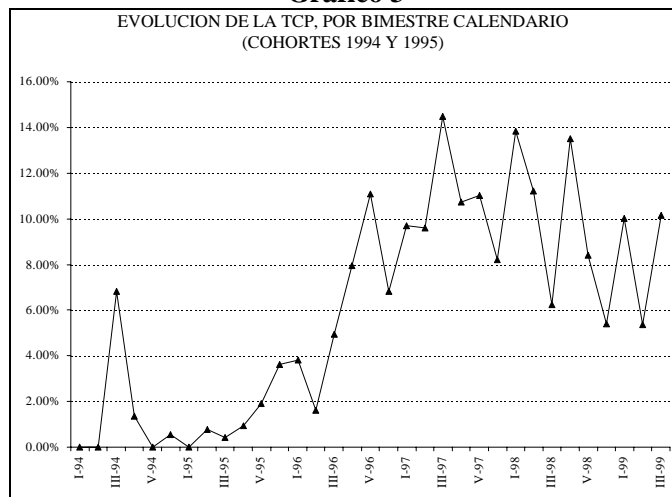
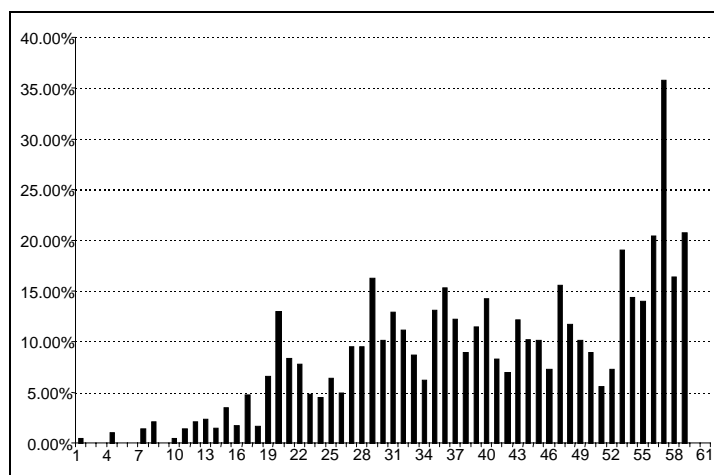
Gráfico 3

Gráfico 4



IV.2. Abordaje econométrico

Nuestras estimaciones se basan en modelos de *duración* o *supervivencia*⁸. Ciertamente, éste no era el único abordaje posible, pues también podían esperarse buenos desempeños de modelos tipo *Logit* o *Probit*. Se pensó, de todas formas, que el abordaje propuesto tenía la ventaja de ser no sólo el que mejor se ajusta a la dimensión temporal de la variable estudiada, sino también el más eficiente en cuanto al manejo del importante número de casos censurados. Como primera aproximación empírica, se utilizó el estimador *Kaplan-Meier*⁹ para obtener una función de supervivencia global de la cartera. Si bien este método (no-paramétrico) aporta escasas pistas sobre los determinantes de los prepagos observados, sus evidencias gráficas en cuanto a la posible curvatura de la función de supervivencia resultaban útiles como

⁸ La literatura económica suele utilizarlos para estudiar la relación entre la duración del desempleo y diversas variables de interés, como ser la disposición a mudarse por motivos laborales (Ahn *et al.* 1998) o la estructura de los beneficios y seguros de desempleo (Meyer 1990, Korpi 1994 y Vodopivec 1995); en Devine y Kiefer (1987) pueden consultarse otras numerosas aplicaciones.

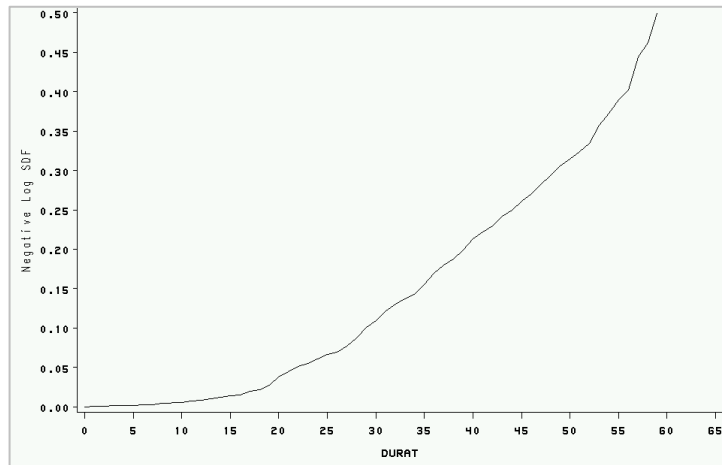
⁹ Ver Kalbfleisch and Prentice (1980).

punto de comparación para nuestras estimaciones posteriores. El gráfico 5 exhibe pues la relación entre las variables *Durat* en abscisas y $-\ln \hat{S}(t)$ en ordenadas, siendo $\hat{S}(t)$ la función de supervivencia estimada. El mismo arroja evidencias en contra de una distribución exponencial, *sin memoria*, pues en dicho caso $-\ln S(t) = \lambda t$ ($\lambda > 0$) y el gráfico se aproximaría a una recta a través del origen. La curvatura obtenida daría cuenta, en cambio, de una función de riesgo con pendiente positiva, por cuanto:

$$\frac{-\partial^2 \ln S(t)}{\partial t^2} = \frac{\partial r(t)}{\partial t}$$

donde $r(t)$ es la función de riesgo. De acuerdo a este estimador, dicha función exhibiría *dependencia positiva en duración* y la probabilidad de existir un prepago en t , condicional a que la hipoteca exhiba una madurez de t períodos, sería creciente en t .

Gráfico 5



A continuación se estimaron económicamente —mediante máxima verosimilitud— modelos paramétricos del tipo “tiempo de fallo acelerado”

(TFA) para las distribuciones *Weibull* y *Log-logística*¹⁰. Excluimos al modelo exponencial porque: (1) razones teóricas y la evidencia anterior lo descartaban como alternativa viable de modelación; (2) eventualmente, podía obtenerse imponiendo ciertas restricciones sobre el modelo Weibull. Las tablas 2 y A2 describen las covariables utilizadas y sus principales características estadísticas, siendo todos estos regresores *atemporales* o constantes durante la vida del préstamo.

Tabla 2

VARIABLE EXPLICATIVA	DESCRIPCIÓN
Edad	Edad del primer titular al originarse el crédito
Monto	Monto inicial del crédito (miles de \$)
LTV	LTV inicial
Plazo	Plazo inicial acordado
Ingreso	Ingresos mensuales declarados (miles de \$)
Recuoing	Relación cuota/ingresos mensuales
Masltng	$dumas1t \times ingreso$
Dumph	Dummy=1 si la vivienda era Propiedad Horizontal
Dumadq	Dummy=1 si el crédito tenía como destino “Adquisición”
Dumconst	Dummy=1 si el crédito tenía como destino “Construcción”
Dum1995	Dummy=1 si el crédito fue originado en el año 1995
Dumba	Dummy=1 si la vivienda se encontraba en Buenos Aires
Dumcba	Dummy=1 si la vivienda se encontraba en Córdoba
Dumstafe	Dummy=1 si la vivienda se encontraba en Santa Fe
Dummza	Dummy=1 si la vivienda se encontraba en Mendoza
Dumerios	Dummy=1 si la vivienda se encontraba en Entre Ríos
Dumsalta	Dummy=1 si la vivienda se encontraba en Salta
Dumtucu	Dummy=1 si la vivienda se encontraba en Tucumán
Dumas1t	Dummy=1 si el crédito contaba con más de un titular
Dumsexof	Dummy=1 si el primer titular era de sexo femenino

Si bien —como consecuencia de la falta de antecedentes— resultaba difícil establecer hipótesis *a priori* sobre signos esperados para los coeficientes, se formularon ciertas hipótesis basadas en el limitado conocimiento del mercado, las cuales no dejaban de tener un carácter especulativo. Resultaba probable encontrar que a mayor *LTV*, *Plazo*, *Monto* y *Recuoing* mayor era la vida promedio de la hipoteca, por cuanto todavía existe

¹⁰ Ver Kalbfleisch and Prentice (1980), Kiefer (1988) o Greene (2000) Cap. 20.

cierta reticencia por parte de los hogares argentinos al endeudamiento hipotecario. En efecto, a diferencia de lo que sucede en otros países, en la Argentina el crédito hipotecario para la vivienda aún es visto como un recurso de última instancia, y el comprador intenta financiar el mayor porcentaje posible de la operación con recursos propios. Valores altos de estas variables señalarían entonces hogares con baja capacidad de ahorro y acceso limitado a fuentes alternativas de financiamiento, lo que haría a su vez más improbable la precancelación del crédito. Se esperan también efectos negativos de *Ingreso* y *DumasIt* (*MasIt* capta posibles interacciones entre ambas). Asimismo, dado que las generaciones más jóvenes exhiben a menudo mayor predisposición a la movilidad geográfica (por razones laborales, culturales) y alta probabilidad de mudanza por cambios en la estructura familiar (e.g., nuevos nacimientos), no resultaría extraño encontrar relaciones positivas entre *Edad* y la vida esperada de los créditos.

En la tabla 3 se consignan nuestros resultados, siendo la variable dependiente el logaritmo natural de *Durat*. Las dos últimas filas muestran los logaritmos de las funciones de verosimilitud (“*F-V*”) para regresiones con y sin variables explicativas, lo cual permite rechazar la hipótesis nula de no significatividad global. La significatividad de los coeficientes no difiere en forma sustancial entre ambos modelos. Tanto *Edad*, *LTV* y *Plazo* presentan los signos esperados y son significativas al 5%, al igual que las *dummy* de Mendoza y Entre Ríos (de las restantes provincias, sólo *Dumba* lo es al 6-7%). Los préstamos para adquisición presentan menores vidas promedios que los de otros destinos, y resulta particularmente llamativo que ni los ingresos ni la relación cuota/ingresos afectan en forma significativa al riesgo de prepago. Esto posiblemente se deba al efecto de los ingresos “en negro”, que pueden ser importantes pero no se declaran al gestionarse el crédito. Concentrándonos en el modelo 1, se aprecia que —una vez controlado el efecto de otras variables— los créditos para adquisición muestran vidas (esperadas promedio) aproximadamente un 10% más bajas que las de los otros destinos, mientras que las de hipotecas de Mendoza y Entre Ríos son 125% mayores y 55% inferiores a las de Capital Federal respectivamente. En este modelo log-lineal los coeficientes de las variables continuas pueden interpretarse como semi-elasticidades; así, por ejemplo, un año adicional de plazo o edad del titular alargan la vida esperada de una hipoteca en cerca de un 1%, mientras que 10 puntos porcentuales adicionales de LTV lo hacen en un 5%.

Tabla 3

	Modelo 1: TFA <i>Distribución Weibull</i>			Modelo 2: TFA <i>Distribución Log-logística</i>		
	Coef.	Desvío estándar	Pr > z	Coef.	Desvío estándar	Pr > z
Constante	3,4045	0,2193	0,000	3,2546	0,2319	0,000
Dumph	-0,0891	0,0653	0,172	-0,0759	0,0734	0,301
Dumadqu	-0,0983	0,0496	0,047	-0,1211	0,0546	0,027
Dumcons	0,0089	0,0847	0,916	0,0153	0,0897	0,865
Dum1995	0,0587	0,0526	0,264	0,0524	0,0553	0,343
Dumba	0,1496	0,0766	0,051	0,1607	0,0877	0,067
Dumcba	0,1466	0,0862	0,089	0,1540	0,0988	0,119
Dumstafe	0,1712	0,0947	0,071	0,1729	0,1064	0,104
Dummza	0,8103	0,1337	0,000	0,8078	0,1330	0,000
Dumerios	-0,5771	0,1147	0,000	-0,6081	0,1428	0,000
Dumsalta	0,1639	0,0941	0,082	0,1916	0,1056	0,070
Dumtucu	0,0516	0,1070	0,630	0,0043	0,1248	0,973
Dumas1t	-0,0463	0,0776	0,551	-0,0321	0,0815	0,694
Dumsexof	-0,0614	0,0442	0,165	-0,0606	0,0486	0,212
Edad	0,0058	0,0020	0,005	0,0053	0,0022	0,017
Monto	-0,0086	0,0050	0,086	-0,0107	0,0053	0,043
LTV	0,4031	0,1298	0,002	0,5000	0,1387	0,000
Plazo	0,0099	0,0029	0,001	0,0106	0,0029	0,000
Ingreso	-0,0198	0,0191	0,299	-0,0220	0,0189	0,244
Recuoing	0,0867	0,1974	0,660	0,0575	0,2125	0,787
Mas1ting	0,0168	0,0197	0,394	0,0157	0,0198	0,427
σ	0,4107	0,0173	---	0,3605	0,0147	---

Log F-V	-937,26	-940,35
Log F-V*	-1040,02	-1039,94

(*) Regresión sin covariables.

Las funciones de riesgo pueden recuperarse a través de las siguientes ecuaciones (ver Allison 1995):

- Distribución Weibull: $r_w(t) = k_1 t^\alpha \mu^{-1}$
- Distribución Log-logística: $r_{Log-l}(t) = \frac{k_1 \mu^\gamma t^{\gamma-1}}{1 + k_2 (\mu t)^\gamma}$

donde k_1, k_2 son constantes positivas, $\alpha = (1/\sigma_w - 1)$, $\mu = \exp(-X\beta)$ y $\gamma = 1/\sigma_{Log-l}$ (para la función Weibull, los β s se obtienen multiplicando el coeficiente de la tabla 2 por $-1/\sigma_w$). Nótese que ambas funciones difieren sólo en cuanto al denominador $1 + k_2 (\mu t)^\gamma$ y que a partir del valor obtenido para σ_w tenemos que:

$$r'_w(t) = k_1 \mu^{-1} \alpha t^{\alpha-1} > 0, \quad r''_w(t) = k_1 \mu^{-1} \alpha (\alpha - 1) t^{\alpha-2} > 0,$$

Por lo tanto, esta función de riesgo tiene pendiente positiva y es convexa. Las derivadas de $r_{Log-l}(t)$ son algo más engorrosas, pero puede demostrarse que para el valor σ_{Log-L} estimado ella exhibe un comportamiento no monotónico, siendo primero creciente y luego decreciente en t . En ambos casos se verifica pues cierta “dependencia positiva en duración”.

Se hizo especial hincapié en el estudio de la curvatura de la función de riesgo, y para ello se evaluaron criterios adicionales que permitieran seleccionar la forma funcional que mostrara el mejor ajuste. El primero es similar al utilizado en Pessino (1993), a saber:

$$Ln FV_i - (1/2) m \log(n)$$

donde el primer término es el logaritmo de $F-V$ en el modelo i (penúltima fila de la tabla 3), m es el número de parámetros y n el de observaciones. Seleccionando aquella distribución para la cual este indicador adopta el valor más alto, se concluye que *Weibull* exhibe el mejor desempeño econométrico.

También se analizó el método de *Residuos Generalizados* propuesto en Cox y Snell (1968), para lo cual se estimó (ver gráficos 6 y 7):

$$\hat{\epsilon}_i = -\log \hat{S}(t_i \setminus x_i)$$

Gráfico 6

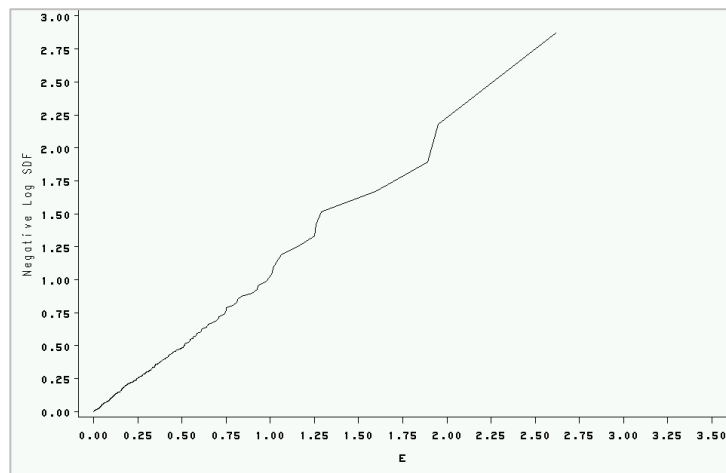
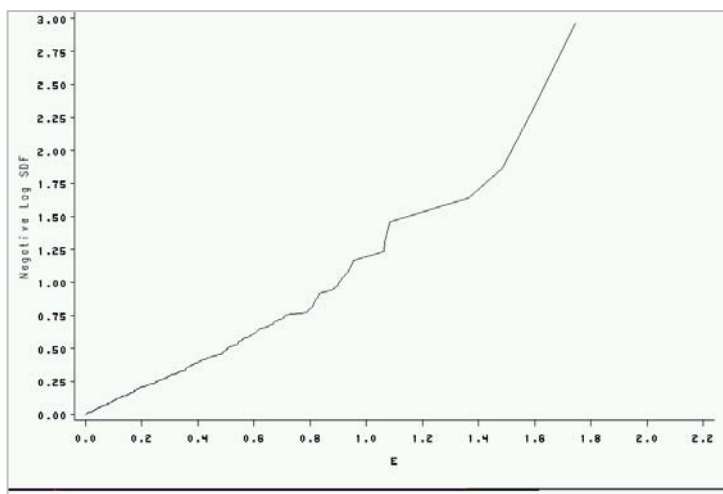
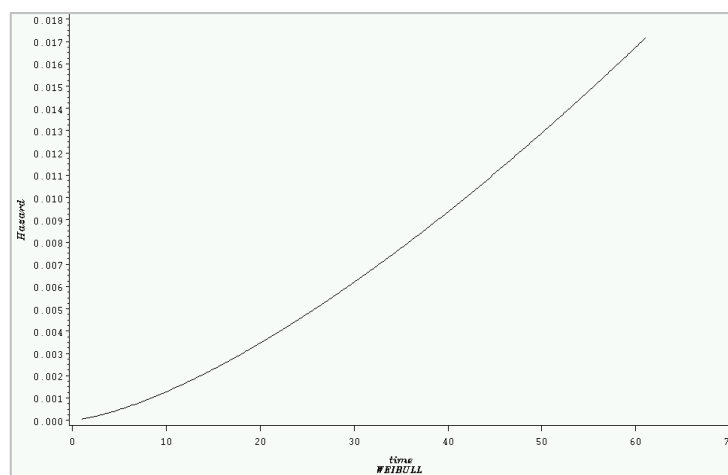


Gráfico 7

Para la especificación más ajustada, su gráfico se encontrará cerca de la recta de 45° en el primer cuadrante. Los gráficos 6 y 7, para las distribuciones *Weibull* y *Log-logística* respectivamente, permiten confirmar una vez más que la primera exhibe los resultados más satisfactorios, indicando que los prepagos de esta cartera mostraron *dependencia positiva en duración*. El gráfico 8 exhibe la función de riesgo *Weibull* estimada, con *Durat* en abscisas, pudiéndose observar que hasta aproximadamente el mes 20 la TCP sería inferior a la supuesta por el PSA, tras lo cual ambas predicciones serían cada vez más divergentes.

Gráfico 8

Por último, se estimaron modelos del tipo “riesgo proporcional” (RP) mediante *partial likelihood* (Cox 1972), incorporando covariables temporales a las regresiones. Ello brindaba mayor dinamismo y realismo al modelo, pues permitía, al considerar también variables exógenas relacionadas al entorno económico, captar las respuestas de las precancelaciones ante *shocks* externos o incentivos a la refinanciación. La tabla 4 exhibe los resultados de los tres nuevos modelos estimados; los tests de significatividad global permitían concluir en todos los casos que al menos uno de los coeficientes era distinto de cero.

Tabla 4

	Modelo 3: RP <i>Sin covar. temporales</i>			Modelo 4: RP <i>Con covar. temporales</i>			Modelo 5: RP <i>Con covar. temporales</i>		
	Coef.	Desvío estándar	Pr > z	Coef.	Desvío estándar	Pr > z	Coef.	Desvío estándar	Pr > z
Dumph	0,2133	0,1970	0,180	0,2183	0,1598	0,172	0,2409	0,1637	0,141
Dumadqu	0,2391	0,1528	0,047	0,2240	0,1207	0,064	0,2027	0,1249	0,105
Dumcons	-0,0224	0,2017	0,914	-0,0246	0,2064	0,905	0,0687	0,2071	0,740
Dum1995	-0,1241	0,1140	0,336	-0,1020	0,1314	0,438	0,4110	0,1695	0,015
Dumba	-0,3641	0,1293	0,050	-0,3479	0,1873	0,063	-0,2536	0,1907	0,184
Dumcba	-0,3480	0,1481	0,097	-0,3356	0,2111	0,112	-0,1854	0,2156	0,390
Dumstafe	-0,4175	0,1516	0,070	-0,3945	0,2312	0,088	-0,2272	0,2404	0,345
Dummza	-1,9706	0,4405	0,000	-1,9536	0,3169	0,000	-1,7414	0,3205	0,000
Dumerios	1,3497	1,0754	0,000	1,4136	0,2798	0,000	1,5603	0,3026	0,000
Dumsalta	-0,4020	0,1529	0,079	-0,3811	0,2297	0,097	-0,2258	0,2347	0,336
Dumtucu	-0,1283	0,2293	0,623	-0,1113	0,2615	0,670	0,0674	0,2658	0,800
Dumas1t	0,1085	0,2094	0,564	0,1273	0,1905	0,504	0,1558	0,1918	0,417
Dumsexof	0,1498	0,1251	0,164	0,1469	0,1080	0,174	0,1215	0,1098	0,269
Edad	-0,0141	0,0049	0,004	-0,0142	0,0049	0,004	-0,0122	0,0050	0,015
Monto	0,0211	0,0125	0,083	0,0226	0,0123	0,066	0,0206	0,0124	0,097
LTV	-0,9776	0,1181	0,002	-0,9839	0,3147	0,002	-1,0672	0,3235	0,001
Plazo	-0,0236	0,0067	0,001	-0,0233	0,0069	0,001	-0,0149	0,0067	0,027
Ingreso	0,0460	0,0479	0,315	0,0434	0,0475	0,361	0,0607	0,0460	0,187
Recuoing	-0,2237	0,3840	0,641	-0,0233	0,4798	0,670	-0,1964	0,5099	0,700
Mas1ting	-0,0395	0,0455	0,405	0,0403	0,0489	0,410	-0,0518	0,0476	0,277
Rgopa	---	---	---	0,0001	0,0002	0,538	0,0004	0,0002	0,060
Rgopal	---	---	---	-0,0005	0,0003	0,084	-0,0003	0,0003	0,324
Vaemi	---	---	---	-1,5147	0,8222	0,065	-0,8953	0,8381	0,285
Vaemi1	---	---	---	0,9354	0,8008	0,243	0,6610	0,8148	0,417
Rbcraf4	---	---	---	-0,0917	0,2029	0,651	---	---	---
Rbcraf5	---	---	---	-0,2333	0,1931	0,227	---	---	---
Rbcrav4	---	---	---	0,7197	0,6327	0,255	---	---	---
Rbcrav5	---	---	---	-0,5139	0,5611	0,360	---	---	---
Rbhsa4	---	---	---	---	---	---	1,0489	0,3418	0,002
Rbhsa5	---	---	---	---	---	---	0,0706	0,3481	0,840
Burnout	---	---	---	---	---	---	-0,1536	0,0241	0,000
Canparc	---	---	---	---	---	---	1,6908	0,2880	0,000
Log F-V	3305,03			5019,15			4851,37		

El modelo 3 incluye sólo los regresores atemporales y nos permite realizar una primera comparación entre los modelos de RP y Weibull, dado que el último acepta una representación en la cual los regresores actúan en

forma multiplicativa sobre la función de riesgo base, siendo un caso especial del primero¹¹. Comparando ambos resultados (tras realizar las respectivas transformaciones en los coeficientes del modelo 1), puede observarse una total coincidencia en signos y gran similitud en cuanto a niveles de significatividad de las variables explicativas (mayor a $\pm 2\%$ en sólo un caso). Asimismo, el test de riesgo proporcional (Grambsch y Therneau 1994) indicó que no existía evidencia fuerte sobre la violación de los supuestos de dicho modelo. Luego se estimaron diversas regresiones incorporando subgrupos de covariables temporales; por razones de espacio, los modelos 4 y 5 contienen las especificaciones consideradas más importantes.

Nótese en primer término que las variables *Rgopa*, *Rgopa1*, *Vaemi* y *Vaemi1* entran en ambos modelos. Las dos primeras son el Riesgo País —medido como p.b. de diferencia entre los FRB y el UST a 30 años de plazo— al último y penúltimo mes respectivamente, mientras que *Vaemi* y *Vaemi1* miden, con igual rezago, la variación porcentual del Estimador Mensual Industrial (EMI) del INDEC. El Riesgo País se incorporó a los fines de captar posibles efectos de *shocks* externos sobre las tasas de prepagos, sobre todo al tratarse de hipotecas en dólares, mientras que el EMI refleja incidencias del nivel de actividad económica. Lo ideal hubiera sido contar con índices de operaciones inmobiliarias, pero no se contaba con información suficiente al nivel nacional. El modelo 4 incorpora otras cuatro covariables relacionadas a los incentivos a la refinanciación. A partir de las tasas fijas y variables para hipotecas en dólares publicadas por el BCRA¹², se construyeron variables dicotómicas que tomaban valor 1 si el ratio entre la tasa pactada (cupón) y la del BCRA era en ese mes mayor a 1. Así, *Rbcraf4* y *Rbcraf5* toman el valor de esta *dummy* con respecto a la tasa fija del BCRA, rezagada de 4 y 5 meses respectivamente. Similar interpretación tienen *Rbcrav4* y *Rbcrav5*, pero con respecto a la tasa variable. Las variables *Rbhsa4* y *Rbhsa5* del modelo 5 se construyeron en forma similar, pero esta vez la respectiva *dummy* surgió del ratio entre el cupón y la tasa fija corriente para préstamos en dólares del BHSA. Lamentablemente, la falta de información impidió

¹¹ Agradezco a un árbitro anónimo por llamar mi atención sobre este punto.

¹² Boletín Estadístico, BCRA. Las tasas publicadas (promedios ponderados del sistema) se dividen por tipos de moneda, tasa y plazo, y aquí se seleccionaron aquellas de hipotecas a más de 10 años de plazo.

construir series similares para tasas en pesos y variables¹³, al igual que indicadores sobre costo financiero total corriente. En el modelo 5 se incluyen también *Burnout* y *Canpar*. La primera indica el número de meses que el cupón se encontró por encima de la tasa BHSA (sin contar el último), mientras que la segunda es una variable *dummy* que toma valor 1 si el crédito sufrió al menos una cancelación parcial durante su existencia.

Cabe resaltar la alta coincidencia existente entre los coeficientes de las variables fijas de los modelos 3 y 4. En cuanto a las variables temporales, sólo *Rgopa1* y *Vaemi* resultan significativas al 10%, a la vez que los prepagos no parecen haber respondido a los incentivos de refinanciación medidos según las tasas BCRA. Ello probablemente se deba a que, al ser promedios del mercado, no captan con la suficiente nitidez y rapidez las reducciones de tasas implementadas por ciertas entidades. Otro elemento a tener en cuenta es que las tasas del BCRA se encuentran discriminadas por plazo, pero no por destino, mientras que los préstamos considerados tienen sólo destino residencial. El último modelo presenta mayores variaciones. Mientras que *Dummza*, *Dumerios*, *Edad*, *LTV* y *Plazo* mantienen sus signos y significatividad estadística, el coeficiente de *Dum1995* resulta ahora positivo y significativo, señalando pues que las hipotecas originadas en 1995 sufrieron un mayor riesgo de precancelación. Considerando también el coeficiente de *Rgopa*, puede afirmarse que la TCP se incrementó en respuesta a shocks externos y que los créditos pos-Tequila exhibieron prepagos sustancialmente más altos que aquellos originados en 1994. En cuanto a la refinanciación, el coeficiente estimado para *Rbhsa4* señalaría no sólo que las precancelaciones respondieron a dichos incentivos con aproximadamente 4 meses de rezago, sino también que dicho proceso se canalizó en gran medida a través de la misma entidad. Las discrepancias existentes entre bancos en cuanto a requisitos exigidos y costos de los préstamos apoyan esta conjetura.

Todo ello refuerza entonces la hipótesis sobre la existencia de deudores hipotecarios racionales, que *internalizan* el costo de oportunidad relevante y responden a los incentivos a la refinanciación cuando ellos se presentan. Si bien ésta no es una novedad teórica, hasta el presente no existían evidencias empíricas que permitieran corroborar dicho comportamiento. Así

¹³ Se evaluó incluir las tasas de interés de las restantes principales entidades, pero la información era escasa e imprecisa. De todas formas, las mismas están representadas en las series del BCRA.

pues, la competitividad entre entidades habría permitido incrementar el excedente de los consumidores no sólo a través de la expansión del mercado, sino también a través de la refinanciación de las deudas hipotecarias de los ya existentes. *Burnout*, por su parte, indica que aquellas hipotecas que, encontrándose bajo incentivos a la refinanciación, acumularon cierto número de meses sin ser canceladas, presentan baja probabilidad de serlo en el futuro. De hecho, un crédito que sobrevivió 6 meses bajo dichos incentivos tendría un menor riesgo de prepago que otro de igual madurez no refinanciable. Este resultado está en línea con la evidencia recogida en otros países, confirmando entonces que los prepagos dependen también de la trayectoria de la tasa de interés y que existen cambios en el perfil de deudores que componen una cartera hipotecaria a través del tiempo. Por último, el coeficiente de *Canpar* puntualiza que si un crédito sufrió alguna cancelación parcial durante su vida, tendrá una alta probabilidad instantánea de ser precancelado totalmente, a la vez que esta variable muestra una importante incidencia sobre la vida promedio de las hipotecas.

V. Conclusiones

Uno de los principales inconvenientes enfrentados al encarar el estudio de los prepagos hipotecarios en Argentina es el relacionado a la escasez de información. En efecto, la relativa juventud de esta nueva generación de préstamos, en su mayoría originados con posterioridad a 1993, impide contar con la historia crediticia suficiente como para otorgar sustento estadístico suficiente a las estimaciones. Así y todo, en este trabajo se expuso lo que tal vez constituya el primer estudio econométrico del tema en el mercado local. Utilizando modelos de duración que incorporaron tanto covariables constantes como dinámicas, pudo estimarse una función de riesgo de prepagos con *dependencia positiva en duración* y *curvatura convexa*. Dentro de los modelos de “tiempo de fallo acelerado”, la función Weibull mostró el mejor ajuste, y sus resultados fueron similares a los encontrados al estimar modelos de “riesgo proporcional”. Interesantemente, pudo establecerse también una relación entre el riesgo de precancelación y el Riesgo País, indicando una especificidad propia de nuestro mercado no del todo tratada en la literatura existente. En tal sentido, cabe aclarar que al analizar aquí sólo préstamos en dólares, no se tienen indicios sobre la conducta de hipotecas en pesos, las cuales fueron

ganando participación durante los últimos años. También se identificaron respuestas (rezagadas) de las tasas de precancelaciones a los incentivos a la refinanciación, señalando la existencia de deudores hipotecarios racionales que aprovecharon eficientemente las alternativas económicas que se les fueron presentando. Estos incentivos fueron particularmente fuertes para estos créditos, pues desde 1996 las tasas hipotecarias del Sistema mostraron tendencias declinantes. Asimismo, pudieron captarse comportamientos del tipo *Burnout* similares a los identificados empíricamente en otros países.

Con todo, la falta de antecedentes condicionó parcialmente nuestro análisis, dado que ello hubiera facilitado entre otras cuestiones la exploración de recursos metodológicos alternativos, el descarte *a priori* de ciertas hipótesis teóricas que hubieran sido suficientemente testeadas y rechazadas en forma empírica, o el análisis comparativo de nuestros resultados. También quedó comprobado que los préstamos estudiados no resultaban representativos de aquellos originados en años subsiguientes, los cuales mostraron claras mejoras en las condiciones crediticias, al menos en lo que respecta a plazo, LTV y tasas de interés. De hecho, esto fue justamente lo que nos permitió modelar y estimar las respuestas de los deudores hipotecarios a los incentivos a la refinanciación. Por todo ello, creemos que debemos ser precavidos y mantener ciertas reservas al intentar generalizar comportamientos o extrapolar algunas conclusiones a carteras hipotecarias más recientes. Ello deberá esperar y ser el fruto de nuevas investigaciones.

En verdad, el mercado hipotecario argentino ha exhibido durante los último 10 años un importante dinamismo, mostrando cambios e innovaciones recurrentes en las condiciones crediticias que sólo en forma reciente, como consecuencia del contexto macroeconómico, parecen haberse paralizado. Ello aún nos brinda, sin embargo, un ambiente económico propicio para el estudio de las precancelaciones. El transcurso del tiempo y la consiguiente generación de mayor información económica seguramente permitirá estudiar con profundidad el comportamiento exhibido por dichos préstamos, y al mismo tiempo reconsiderar la validez de las tendencias aquí detectadas.

REFERENCIAS

- AHN N., DE LA RICA S. Y UGIDOS A., (1999): "Willingness to Move for Work and Unemployment Duration in Spain", *Economica* 66 (Aug/99), pp. 335-357.
- ALLISON P., (1995): "Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide", SAS Institute Inc., North Carolina, USA.
- BEAR STEARNS, (1994): "MIDAS: The Next Generation of Mortgage Securities Prepayment Models", Mimeo, Bear Stearns & Co. Inc., Aug/94.
- BROCO A., (1998): "Los Préstamos Hipotecarios en la Financiación de la Vivienda Argentina", Mimeo, Banco Hipotecario S.A., Sep/98.
- COREMBERG, A. (1998): "El precio de la vivienda en Argentina: ¿Burbuja o Fundamentals? Un análisis econométrico de sus determinantes fundamentales", Anales de la XXXIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Mendoza.
- COX D., (1972): "Regression Models and Life Tables" (with discussion), *Journal of the Royal Statistical Society*, B34, pp. 187-220.
- COX D. Y SNELL E., (1968): "A General Definition of Residuals" (with discussion), *Journal of the Royal Statistical Society*, May/Aug. 1968, B 30, pp. 248-275.
- DABOS M. Y SOSA ESCUDERO W., (1998): "Estimating and predicting bank failure in Argentina", mimeo, Universidad de San Andrés.
- DELGOBBO A., (2000): "Balance sobre la conformación de un Mercado de Hipotecas Titulizadas en Argentina", Anales de la XXXV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Córdoba.
- DEVINE T. Y KIEFER N., (1987): "Empirical Labor Economics in the Search Framework", Mimeo, Cornell University, USA.
- FABOZZI F., (1989): "Advances and Innovations in Bond and Mortgage Markets", Chicago: Probus Publishing, USA.
- FABOZZI F. Y MODIGLIANI F., (1992): "Mortgage and Mortgage-Backed Securities Markets", Harvard Business School Press Series in Financial Services Management, USA.
- FABOZZI F., (1995): "The Handbook of Mortgage-Backed Securities", 4th Edition, Irwin Professional Publishing, F. Fabozzi Ed., USA.
- FABOZZI F., (1996): "Bond Markets, Analysis and Strategies", 3rd Edition, Prentice-Hall International Inc., USA.

- GIL MOORE A., SELVAGGI M. Y CAMINOS J., (1999): "Elaboración de Índices de Precios de Propiedades. Una Aplicación en Tasaciones del Gran Mendoza", Anales de la XXXIV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Rosario.
- GRAMBSCH P. Y THERNEAU T., (1994): "Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals", *Biometrika* 81, pp. 515-526.
- GREENE W., (2000): "Econometric Analysis", 4th Edition, Prentice-Hall, New Jersey, USA.
- KALBFLEISCH J. Y PRENTICE R., (1980): "The Statistical Analysis of Failure Time Data", John Wiley & Sons, USA.
- KIEFER N., (1988): "Economic Duration Data and Hazard Functions", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXVI, pp. 646-679.
- KIGUEL M. Y LOPETEGUI G., (1997): "Entendiendo el Riesgo País", Conferencias y documentos técnicos de la Convención Nacional de Bancos '97, Asociación de Bancos Argentinos (ADEBA).
- KORPI T., (1995): "Effects of Manpower Policies on Duration Dependence in Re-employment Rates: The Example of Sweden", *Economica* 62 (Aug/95), pp. 353-371.
- MARTELLA S., (1994): "La creación y regulación de la titulización de activos", en "La Expansión del Mercado de Capitales a través de la Securitización", Comunicarte S.R.L., pp. 41-46.
- MEYER B., (1990): "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, Vol. 58, N° 4 (Jul/90), 757-782.
- NEWBOLD P., (1995): "Statistics for Business & Economics", 4th Edition, Prentice-Hall Inc., New Jersey, USA.
- PATRINO G., (1995): "Mortgage Prepayment Modeling: II", *The Handbook of Mortgage-Backed Securities*, 4th Edition, Irwin Professional Publishing, F. Fabozzi Ed., USA., Cap. 9.
- PESSINO C., (1993): "Duration Dependence in the Sequential Migration Model", Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina (CEMA), Documento de Trabajo N° 93 (nov/93).
- SCOTT F. Y ROLL R., (1989): "Prepayments on Fixed-Rate Mortgage-Backed Securities", *The Journal of Portfolio Management*, Spring 1989.
- VODOPIVEC M., (1995): "Unemployment Insurance and Duration of Unemployment. Evidence from Slovenia's Transition", The World Bank, Policy Research Working Paper 1552, Dec/95.

Apéndice

Cuadro A1

Cohorte y Provincia	N° de casos	Plazo (en meses)		Monto (en miles)		LTV inicial		Tasa nominal anual		Edad del titular		Ingresos (en miles)	
Cohorte 1994	964	62	10	16,0	5,4	0,43	0,19	0,135	---	41	10	3,8	2,9
Buenos Aires	283	63	16	16,8	5,8	0,42	0,20	0,135	---	39	10	4,0	2,5
Capital Federal	88	60	3	18,1	3,5	0,44	0,18	0,135	---	42	11	3,8	2,0
Córdoba	178	60	4	15,2	4,4	0,41	0,14	0,135	---	42	10	5,8	4,2
Entre Ríos	16	60	1	16,8	4,2	0,35	0,18	0,135	---	41	6	2,2	1,2
Mendoza	91	62	7	15,5	5,1	0,41	0,18	0,135	---	41	9	2,9	1,6
Salta	172	61	5	14,4	6,0	0,47	0,23	0,135	---	45	10	2,1	1,2
Santa Fe	99	61	6	15,5	5,4	0,42	0,19	0,135	---	40	4	3,7	2,9
Tucumán	37	63	9	19,1	4,1	0,37	0,19	0,135	---	43	3	3,0	1,5
Cohorte 1995	489	72	12	17,6	5,6	0,45	0,18	0,135	---	40	10	3,5	2,4
Buenos Aires	110	74	12	18,5	5,3	0,46	0,18	0,135	---	38	11	4,2	2,6
Capital Federal	23	79	9	19,6	4,9	0,50	0,19	0,135	---	42	12	4,2	2,1
Córdoba	66	63	9	15,6	5,0	0,45	0,16	0,135	---	40	10	4,9	3,5
Entre Ríos	10	69	12	17,7	7,2	0,40	0,20	0,135	---	40	9	1,9	1,0
Mendoza	121	72	12	17,7	6,1	0,40	0,17	0,135	---	42	9	3,2	2,1
Salta	71	69	12	17,3	5,7	0,51	0,20	0,135	---	43	9	2,3	1,2
Santa Fe	40	70	12	16,6	5,2	0,45	0,16	0,135	---	37	8	3,1	2,1
Tucumán	48	80	9	18,7	5,2	0,44	0,17	0,135	---	41	3	2,5	1,5
Cohorte 1996	5328	150	41	32,4	13,4	0,56	0,15	0,111	0,005	39	9	2,9	2,2
Buenos Aires	1677	154	39	33,0	13,6	0,56	0,16	0,111	0,004	38	9	2,8	1,9
Capital Federal	1528	143	43	35,2	13,3	0,56	0,14	0,112	0,005	38	9	3,0	2,1
Córdoba	683	155	38	29,2	12,6	0,58	0,15	0,110	0,003	39	9	3,0	3,0
Entre Ríos	291	158	36	32,7	14,5	0,51	0,16	0,111	0,003	41	8	3,7	2,9
Mendoza	161	148	45	30,5	13,3	0,56	0,17	0,114	0,009	40	9	2,8	1,9
Salta	62	146	42	27,4	12,3	0,55	0,15	0,111	0,004	41	7	2,8	1,9
Santa Fe	718	151	41	28,5	12,8	0,53	0,16	0,111	0,004	39	8	2,8	1,9
Tucumán	208	143	42	34,2	13,5	0,52	0,17	0,112	0,005	42	9	2,9	1,5
Total	6781	132	50	29,0	13,9	0,53	0,17	0,117	0,010	39	9	3,1	2,3

Tabla A2

<i>Variable</i>	<i>Media</i>	<i>Desvío Estándar</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Durat	49	11	1	61
Dumph	0,127	0,333	0	1
Dumadq	0,363	0,481	0	1
Dumconst	0,076	0,266	0	1
Dum1995	0,337	0,473	0	1
Dumba	0,270	0,444	0	1
Dumcba	0,168	0,374	0	1
Dumstafe	0,096	0,294	0	1
Dummza	0,146	0,353	0	1
Dumerios	0,018	0,133	0	1
Dumsalta	0,167	0,373	0	1
Dumtucu	0,058	0,235	0	1
Dumas1t	0,564	0,496	0	1
Dumsexof	0,235	0,424	0	1
Edad	41	10	21	65
Monto	16,564	5,503	2,500	70,000
LTV	0,434	0,188	0,070	0,952
Plazo	65	12	60	299
Ingreso	3,681	2,760	0,467	27,200
Recuoing	0,163	0,124	0,018	0,900

**PRECANCELACIONES HIPOTECARIAS EN ARGENTINA:
EVIDENCIAS EMPÍRICAS A PARTIR DE MODELOS DE DURACIÓN****MARIANO SELVAGGI****RESUMEN**

Clasificación JEL: C4, G2

La expansión del mercado hipotecario argentino ha originado diversos estudios económicos teóricos y aplicados. Sin embargo, el comportamiento de los prepagos permanece aún prácticamente inexplorado. En este trabajo se presenta pues un breve racconto teórico del tema y estimaciones empíricas de modelos de duración utilizando hipotecas del Banco Hipotecario S.A. Para los modelos de “tiempo de fallo acelerado” con regresores constantes, la función de riesgo de Weibull, con pendiente positiva y convexa, brindó el mejor ajuste. Los modelos de “riesgo proporcional” estimados, que incorporaron también covariables dinámicas en las regresiones, permitieron identificar por su parte respuestas de los prepagos a variaciones en el Riesgo País y a los incentivos a la refinanciación, junto con comportamientos del tipo Burnout.

**MORTGAGE PREPAYMENTS IN ARGENTINA: EMPIRICAL
EVIDENCE BASED ON DURATION MODELS****MARIANO SELVAGGI****SUMMARY**

JEL Classification: C4, G2

The expansion of the Argentinean mortgage market has triggered diverse economic studies, not only theoretical but also empirical. However, the behaviour of prepayments has so far remained practically unexplored. This paper thus presents a brief theoretical review of the subject and empirical estimations of duration models based on loans of Banco Hipotecario S.A. Among accelerated failure time models with constant covariates, it could be found that a convex Weibull hazard function, exhibiting positive duration dependence, showed the best fit. The estimation of proportional hazards models, which also incorporated dynamic covariates into the regressions, furthermore allowed us to identify prepayment responses to the Country Risk and to refinancing incentives, as well as Burnout type behaviours.